

PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

Nr 384

Taksonomia 24

**Klasyfikacja i analiza danych –
teoria i zastosowania**

Redaktorzy naukowi

Krzysztof Jajuga

Marek Walesiak



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2015

Redaktor Wydawnictwa: Aleksandra Śliwka

Redaktor techniczny: Barbara Łopusiewicz

Korektor: Barbara Cibis

Łamanie: Beata Mazur

Projekt okładki: Beata Dębska

Tytuł dofinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego
oraz ze środków Sekcji Klasyfikacji i Analizy Danych PTS

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania
znajdują się na stronie internetowej Wydawnictwa
www.pracnaukowe.ue.wroc.pl
www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Publikacja udostępniona na licencji Creative Commons
Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 3.0 Polska
(CC BY-NC-ND 3.0 PL)



© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2015

ISSN 1899-3192 (Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu)
e-ISSN 2392-0041 (Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu)
ISSN 1505-9332 (Taksonomia)

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Zamówienia na opublikowane prace należy składać na adres:
Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
tel./fax 71 36 80 602; e-mail:econbook@ue.wroc.pl
www.ksiegarnia.ue.wroc.pl

Druk i oprawa: TOTEM

Spis treści

Wstęp.....	9
Krzysztof Jajuga, Józef Pociecha, Marek Walesiak: 25 lat SKAD.....	15
Beata Basiura, Anna Czapkiewicz: Symulacyjne badanie wykorzystania entropii do badania jakości klasyfikacji.....	25
Andrzej Bąk: Zagadnienie wyboru optymalnej procedury porządkowania liniowego w pakiecie <code>pllord</code>	33
Justyna Brzezińska: Analiza klas ukrytych w badaniach sondażowych.....	42
Grażyna Dehnel: Rejestr podatkowy oraz rejestr ZUS jako źródło informacji dodatkowej dla statystyki gospodarczej – możliwości i ograniczenia ..	51
Sabina Denkowska: Wybrane metody oceny jakości dopasowania w <i>Propensity Score Matching</i>	60
Marta Dziechciarz-Duda, Klaudia Przybysz: Zastosowanie teorii zbiorów rozmytych do identyfikacji pozafiskalnych czynników ubóstwa.....	75
Iwona Foryś: Potencjał rynku mieszkaniowego w Polsce w latach dekonjunktury gospodarczej.....	84
Eugeniusz Gatnar: Statystyczna analiza konwergencji krajów Europy Środkowej i Wschodniej po 10 latach członkostwa w Unii Europejskiej.....	93
Ewa Genge: Zaufanie do instytucji publicznych i finansowych w polskim społeczeństwie – analiza empiryczna z wykorzystaniem ukrytych modeli Markowa.....	100
Alicja Grześkowiak: Wielowymiarowa analiza uwarunkowań zaangażowania Polaków w kształcenie ustawiczne o charakterze pozaformalnym.....	108
Monika Hamerska: Wykorzystanie metod porządkowania liniowego do tworzenia rankingu jednostek naukowych.....	117
Bartłomiej Jefmański: Zastosowanie modeli IRT w konstrukcji rozmytego systemu wag dla zmiennych w zagadnieniu porządkowania liniowego – na przykładzie metody TOPSIS.....	126
Tomasz Józefowski, Marcin Szymkowiak: Wykorzystanie uogólnionej miary odległości do porządkowania liniowego powiatów województwa podkarpackiego w świetle funkcjonowania specjalnej strefy ekonomicznej Euro-Park Mielec.....	135
Krzysztof Kompa: Zastosowanie testów parametrycznych i nieparametrycznych do oceny sytuacji na światowym rynku kapitałowym przed kryzysem i po jego wystąpieniu.....	144
Mariusz Kubus: Rekurencyjna eliminacja cech w metodach dyskryminacji....	154

Marta Kuc: Wpływ sposobu definiowania macierzy wag przestrzennych na wynik porządkowania liniowego państw Unii Europejskiej pod względem poziomu życia ludności	163
Paweł Lula: Kontekstowy pomiar podobieństwa semantycznego	171
Iwona Markowicz: Model regresji Feldsteina-Horioki – wyniki badań dla Polski	182
Kamila Migdał-Najman: Ocena wpływu wartości stałej Minkowskiego na możliwość identyfikacji struktury grupowej danych o wysokim wymiarze	191
Małgorzata Misztal: O zastosowaniu kanonicznej analizy korespondencji w badaniach ekonomicznych.....	200
Krzysztof Najman: Zastosowanie przetwarzania równoległego w analizie skupień	209
Edward Nowak: Klasyfikacja danych a rachunkowość. Rozważania o relacjach	218
Marcin Pelka: Adaptacja metody <i>bagging</i> z zastosowaniem klasyfikacji pojęciowej danych symbolicznych.....	227
Józef Pocięcha, Mateusz Baryła, Barbara Pawelek: Porównanie skuteczności klasyfikacyjnej wybranych metod prognozowania bankructwa przedsiębiorstw przy losowym i nielosowym doborze prób	236
Agnieszka Przedborska, Małgorzata Misztal: Wybrane metody statystyki wielowymiarowej w ocenie jakości życia słuchaczy uniwersytetu trzeciego wieku	246
Wojciech Roszka: Konstrukcja syntetycznych zbiorów danych na potrzeby estymacji dla małych domen	254
Aneta Rybicka: Połączenie danych o preferencjach ujawnionych i wyrażonych	262
Elżbieta Sobczak: Poziom specjalizacji w sektorach intensywności technologicznej a efekty zmian liczby pracujących w województwach Polski	271
Andrzej Sokołowski, Grzegorz Harańczyk: Modyfikacja wykresu radarowego	280
Marcin Szymkowiak, Marek Witkowski: Wykorzystanie mediany do klasyfikacji banków spółdzielczych według stanu ich kondycji finansowej ..	287
Justyna Wilk, Michał B. Pietrzak, Roger S. Bivand, Tomasz Kossowski: Wpływ wyboru metody klasyfikacji na identyfikację zależności przestrzennych – zastosowanie testu <i>join-count</i>	296
Dorota Witkowska: Wykorzystanie drzew klasyfikacyjnych do analizy zróżnicowania płac w Niemczech	305
Artur Zaborski: Analiza niesymetrycznych danych preferencji z wykorzystaniem modelu punktu dominującego i modelu grawitacji.....	315

Summaries

Krzysztof Jajuga, Józef Pocięcha, Marek Walesiak: XXV years of SKAD	24
Beata Basiura, Anna Czapkiewicz: Simulation study of the use of entropy to validation of clustering.....	32
Andrzej Bąk: Problem of choosing the optimal linear ordering procedure in the p_llord package.....	41
Justyna Brzezińska-Grabowska: Latent class analysis in survey research...	50
Grażyna Dehnel: Tax register and social security register as a source of additional information for business statistics – possibilities and limitations.....	59
Sabina Denkowska: Selected methods of assessing the quality of matching in Propensity Score Matching	74
Marta Dziechciarz-Duda, Klaudia Przybysz: Applying the fuzzy set theory to identify the non-monetary factors of poverty.....	83
Iwona Foryś: The potential of the housing market in Poland in the years of economic recessions.....	92
Eugeniusz Gatnar: Statistical analysis of the convergence of CEE countries after 10 years of their membership in the European Union.....	99
Ewa Genge: Trust to the public and financial institutions in the Polish society – an application of latent Markov models.....	107
Alicja Grześkowiak: Multivariate analysis of the determinants of Poles' involvement in non-formal lifelong learning	116
Monika Hamerska: The use of the methods of linear ordering for the creating of scientific units ranking.....	125
Bartłomiej Jefmański: The application of IRT models in the construction of a fuzzy system of weights for variables in the issue of linear ordering – on the basis of TOPSIS method	134
Tomasz Józefowski, Marcin Szymkowiak: GDM as a method of finding a linear ordering of districts of Podkarpackie Voivodeship in the light of the operation of the Euro-Park Mielec special economic zone	143
Krzysztof Kompa: Application of parametric and nonparametric tests to the evaluation of the situation on the world financial market in the pre- and post-crisis period.....	153
Mariusz Kubus: Recursive feature elimination in discrimination methods ...	162
Marta Kuc: The impact of the spatial weights matrix on the final shape of the European Union countries ranking due to the standard of living.....	170
Paweł Lula: The impact of context on semantic similarity.....	181
Iwona Markowicz: Feldstein-Horioka regression model – the results for Poland.....	190

Kamila Migdal-Najman: The assessment of impact value of Minkowski's constant for the possibility of group structure identification in high dimensional data.....	199
Małgorzata Misztal: On the use of canonical correspondence analysis in economic research.....	208
Krzysztof Najman: The application of the parallel computing in cluster analysis.....	217
Edward Nowak: Data classification and accounting. A study of correlations	226
Marcin Pelka: The adaptation of bagging with the application of conceptual clustering of symbolic data.....	235
Józef Pociecha, Mateusz Baryła, Barbara Pawelek: Comparison of classification accuracy of selected bankruptcy prediction methods in the case of random and non-random sampling technique.....	244
Agnieszka Przedborska, Małgorzata Misztal: Selected multivariate statistical analysis methods in the evaluation of the quality of life of the members of the University of the Third Age.....	253
Wojciech Roszka: Construction of synthetic data sets for small area estimation.....	261
Aneta Rybicka: Combining revealed and stated preference data.....	270
Elżbieta Sobczak: Specialization in sectors of technical advancement vs. effects of workforce number changes in Poland's voivodships.....	279
Andrzej Sokółowski, Grzegorz Harańczyk: Modification of radar plot.....	286
Marcin Szymkowiak, Marek Witkowski: Classification of cooperative banks according to their financial situation using the median.....	295
Justyna Wilk, Michał B. Pietrzak, Roger S. Bivand, Tomasz Kossowski: The influence of classification method selection on the identification of spatial dependence – an application of join-count test.....	304
Dorota Witkowska: Application of classification trees to analyze wages disparities in Germany.....	314
Artur Zaborski: Asymmetric preference data analysis by using the dominance point model and the gravity model.....	323

Krzysztof Kompa

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mail: krzysztof_kompa@sggw.pl

ZASTOSOWANIE TESTÓW PARAMETRYCZNYCH I NIEPARAMETRYCZNYCH DO OCENY SYTUACJI NA ŚWIATOWYM RYNKU KAPITAŁOWYM PRZED KRYZYSEM I PO JEGO WYSTĄPIENIU

Streszczenie: Diagnostowanie zmian na rynkach finansowych wiąże się ze stosowaniem testów statystycznych do analizy szeregów o wysokiej częstotliwości pomiaru. Wykorzystanie testów parametrycznych wymaga zazwyczaj spełnienia restrykcyjnych założeń o rozkładzie cechy w zbiorowości generalnej. Testy nieparametryczne nie wymagają wprowadzenia założeń o typie rozkładu, ale cechują się innymi ograniczeniami. Wybór metodyki postępowania na potrzeby konkretnych badań aplikacyjnych może mieć zatem kluczowe znaczenie dla interpretacji uzyskanych wyników. Celem badania jest sprawdzenie, czy zastosowanie obu ww. klas testów prowadzi do podobnej oceny sytuacji na rynku kapitałowym w okresie przed ostatnim kryzysem finansowym i po jego wystąpieniu. Badania obejmują podstawowe indeksy wybranych giełd działających na wszystkich kontynentach w latach 2005-2012.

Słowa kluczowe: testy parametryczne, testy nieparametryczne, finansowe szeregi czasowe, rynek kapitałowy, indeks giełdowy.

DOI: 10.15611/pn.2015.384.15

1. Wstęp

Analiza danych finansowych obejmuje ocenę zjawisk reprezentowanych przez finansowe szeregi czasowe i dotyczy m.in. badania zyskowności i ryzyka inwestycji zarówno w kategoriach bezwzględnych, jak i w odniesieniu do przyjętych benchmarków, sprawdzenia występowania tzw. efektów kalendarzowych czy oceny stanu rynku. W tych badaniach często wykorzystuje się testy statystyczne, umożliwiające weryfikację hipotez dotyczących oczekiwanych stóp zwrotu oraz ich zmienności (por. m. in. [Witkowska i in. 2012, s. 110-116]).

Finansowe szeregi czasowe, opisujące rynek kapitałowy lub jego segmenty, zawierają dane notowane z różną częstotliwością, najczęściej: dzienną, tygodniową

lub miesięczną oraz dane śródsesyjne, tzw. dane *intraday*. Szeregi te charakteryzują się rozkładami empirycznymi, których – mimo zazwyczaj dużej liczebności próby – nie można jednak uznać za rozkłady Gaussa.

Pojawia się zatem nierozstrzygnięty dotąd dylemat, jakie testy statystyczne – parametryczne czy nieparametryczne – stosować do finansowych szeregów czasowych o wysokiej częstotliwości pomiaru. Z jednej strony uważa się, że testy parametryczne są bardziej wrażliwe niż nieparametryczne. Z drugiej, wymagają one zazwyczaj spełnienia dość restrykcyjnych założeń, wśród których znajduje się wymóg określonego (najczęściej normalnego) rozkładu cechy w zbiorowości generalnej, chociaż „(...) większość statystyk z próby jest dość odporna na drobne odchylenia od tych założeń (...)” ([Malarska 2005, s. 141]). Z kolei testy nieparametryczne nie wymagają wprawdzie spełnienia założeń dotyczących typu rozkładu, ale nie są pozbawione innych ograniczeń, zazwyczaj jednak łatwiejszych do spełnienia w porównaniu z wymaganiami formułowanymi dla testów parametrycznych. W tym sensie wybór metodyki postępowania na potrzeby konkretnych badań aplikacyjnych może mieć kluczowe znaczenie dla interpretacji uzyskanych wyników.

Celem prezentowanego badania jest sprawdzenie, czy zastosowanie obu wspomnianych klas testów prowadzi do podobnej oceny sytuacji na rynku kapitałowym w okresie przed ostatnim kryzysem finansowym i po jego wystąpieniu, czy potwierdzi lub może przyczyni się do zmiany oceny sytuacji występującej na rynku.

Badania obejmują podstawowe indeksy wybranych giełd papierów wartościowych działających w różnych regionach świata w latach 2005-2012. Rozpatrywany okres podzielono na dwa podokresy o różnej koniunkturze rynkowej. Analizie poddano codzienne logarytmiczne stopy zwrotu oraz ich wariancje, a ocenę stanu rynków finansowych w otoczeniu punktu przełamania koniunktury przeprowadzono, porównując podstawowe parametry rozkładów stóp zwrotu za pomocą testów parametrycznych i nieparametrycznych.

2. Opis danych i metod badania

W analizach uwzględniono codzienne notowania 31 indeksów giełdowych reprezentujących rynki kapitałowe w różnych regionach świata. Z uwagi na cel prowadzonych analiz cały okres badania, obejmujący obserwacje od 1. stycznia 2005 r. do 31. maja 2012 r., podzielono na dwie części (w przybliżeniu równej długości), przyjmując upadek Lehman Brothers Holdings Inc. (15.09.2008 r.) za datę rozdzielającą oba podokresy¹, które oznaczono jako P1 i P2.

¹ Wydarzenie to jako przełomowe jest uwzględniane w wielu publikacjach, np. [Doman, Doman 2014, s. 19; Burzała 2014].

Badania dotyczą analiz średnich logarytmicznych stóp zwrotu oraz ich odchyleń standardowych (lub wariancji). Warto wspomnieć, że szeregi stóp zwrotu – podobnie jak inne finansowe szeregi czasowe – charakteryzują się specyficznymi własnościami (por. [Tarczyński i in. 2013, s. 32-33]): (1) tzw. efektem leptokurtozy, (2) grubymi ogonami, (3) asymetrią rozkładu, (4) niejednorodnością wariancji w czasie, (5) efektem skupiania (gromadzenia) zmienności, (6) autokorelacją stóp zwrotu, (7) efektem długiej pamięci w szeregach zmienności (wariancji) i (8) efektem dźwigni. Własności te sprawiają, że w przypadku modelowania zjawisk finansowych wykorzystywane są specjalne klasy modeli, a wnioskowanie przy użyciu klasycznych metod, w tym weryfikacja hipotez statystycznych, mogą być obciążone błędami.

Przyjęto założenie, że weryfikacja hipotez dotyczących podstawowych parametrów rozkładu szeregów stóp zwrotu z indeksów giełdowych pozwoli diagnozować sytuacje na analizowanych rynkach kapitałowych, tj. na stwierdzenie, czy dany rynek jest w okresie wzrostowym, spadkowym czy w trendzie bocznym. Przyjmuje się, że podczas hossy oczekiwane stopy zwrotu są istotnie większe od zera, a podczas bessy – istotnie ujemne. Badanie stanu rynku sprowadzić można zatem do testowania równości średnich logarytmicznych stóp zwrotów z indeksów giełdowych i ich miar dyspersji² w odniesieniu do wyznaczonych benchmarków oraz innych szeregów.

Procedura badawcza została przeprowadzona w kilku etapach³. W pierwszym, dla notowań P_t w dniu t wybranych indeksów giełdowych wyznaczono dzienne stopy logarytmiczne oraz obliczono podstawowe parametry ich rozkładu. W drugim etapie zweryfikowano hipotezy o kształcie rozkładu szeregów czasowych stóp zwrotu,

- badając parametry opisowe i typ rozkładu, w szczególności: współczynnik zmienności (V), standaryzowany współczynnik skośności (SA) – hipoteza zerowa postuluje symetrię rozkładu, standaryzowany współczynnik kurtozy (SK) – hipoteza zerowa wskazuje na spłaszczenie zgodne z rozkładem normalnym⁴ oraz
- weryfikując hipotezę o normalności rozkładu za pomocą testów Shapiro-Wilka (S-W), i Jarque'a-Bery (J-B).

W dalszym postępowaniu przeprowadzono testy parametryczne o równości parametrów rozkładu. Dla oczekiwanych stóp zwrotu sprawdzono, czy są one istotnie różne od przyjętego benchmarku y_0 :

$$H_0 : E(Y) = y_0 \quad \text{statystyka} \quad u = \frac{\bar{y} - y_0}{S} \sqrt{T} \quad (1)$$

² W podobny sposób analizę zmienności badano w pracy [Chukwuogor, Feridum 2007].

³ Tak jak to opisano w pracach [Witkowska i in. 2012, s. 19, 9-12, 38-39; Tarczyński i in. 2013, s. 26-28, 15-17, 21-23].

⁴ Odpowiednio: s. 30, s. 12, s. 12 [Witkowska i in. 2012].

oraz czy istotnie różnią się od siebie w dwóch analizowanych okresach:

$$H_0 : E(Y_1) = E(Y_2) \quad \text{statystyka} \quad u = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{T_1} + \frac{S_2^2}{T_2}}}, \quad (2)$$

gdzie: \bar{y} – średnia arytmetyczna, S – odchylenie standardowe, T – długość szeregu czasowego, a indeksy $\{1, 2\}$ odnoszą się do okresów P1 i P2.

Przy benchmarku $y_0 = 0$ bada się rodzaj koniunktury na rynku, a przy benchmarku na poziomie średnich z indeksów referencyjnych, np. S&P500 i EURO STOXX 50, zgodność koniunktury z rynkiem odniesienia – USA i strefy euro.

Porównanie wariancji umożliwi badanie ryzyka na rynku w różnych okresach:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \quad \text{statystyka} \quad F = \frac{S_{\max}^2}{S_{\min}^2} \quad (3)$$

przy oznaczeniach jak poprzednio, a dodatkowo indeksy $\{\min, \max\}$ odnoszą się do minimalnej (tj. mniejszej z wyznaczonych dla okresów P1 i P2) i maksymalnej wartości wariancji szeregu.

Należy zaznaczyć, że ocena zyskowności i ryzyka instrumentu finansowego, badana za pomocą wspomnianych testów parametrycznych, jest poprawna, o ile spełnione jest założenie o normalności rozkładu stóp zwrotu. W sytuacji kiedy to założenie nie jest spełnione, można zastosować dwa podejścia. Pierwsze z nich, zazwyczaj stosowane, polega na przyjęciu założenia o rozkładzie asymptotycznie normalnym, co umożliwi zastosowanie wspomnianych testów parametrycznych⁵. Drugie podejście opiera się na zastosowaniu testów nieparametrycznych, które nie wymagają spełnienia założeń dotyczących teoretycznego rozkładu zmiennej losowej. W tym przypadku weryfikowana hipoteza zerowa jest postaci:

$$H_0 : F_1(Y) = F_2(Y), \quad (4)$$

gdzie: $F_1(Y), F_2(Y)$ są dystrybuantami rozkładów obu porównywanych szeregów finansowych, a hipoteza alternatywna stanowi zaprzeczenie hipotezy zerowej.

Warto zauważyć, że testy nieparametryczne mogą być stosowane, jeżeli próby są losowe, a rozkłady jednorodne (por. [Malarska 2005, s. 147]). Zawsze jednak wtedy, kiedy istnieją przesłanki do stosowania testów parametrycznych, należy je wykorzystywać w badaniach, ponieważ ujawniają one prawdziwe relacje między zmiennymi i lepiej oddają istotę różnic rozkładów zmiennych. Tym niemniej testy nieparametryczne należy traktować jako alternatywę zawsze wtedy, gdy odstęp-

⁵ Założenie jest uzasadnione znaczną licznością analizowanych szeregów, a większość statystyk jest odporna na drobne odchylenia od tego założenia [Malarska 2005, s. 141].

stwa od założeń dopuszczających stosowanie testów parametrycznych są na tyle istotne, że mogą mieć wpływ na wyniki weryfikacji hipotez statystycznych. Spośród testów nieparametrycznych weryfikujących hipotezę o równości stóp zwrotu można wykorzystać testy: sumy rang Wilcozona i Manna-Whitneya dla porównań dwóch⁶ oraz test Kruskala-Wallisa dla więcej niż dwóch szeregów. Natomiast do porównań wariancji dwóch i więcej szeregów finansowych można stosować test Levene'a⁷.

W dalszych badaniach, wobec braku zgodności szeregów z rozkładem normalnym, wykorzystano testy nieparametryczne Manna-Whitneya [1947] dla sprawdzenia równości wartości oczekiwanej w szeregach badanych indeksów giełdowych przed kryzysem i po jego wystąpieniu, wykorzystując statystykę testową:

$$u = \frac{U - 0,5 \cdot T_1 T_2}{\sqrt{\frac{1}{12} T_1 T_2 [T_1 + T_2 + 1]}} \quad (5)$$

o rozkładzie $N(0,1)$, gdzie T_1, T_2 oznaczają długości prób i ponadto:

$$U = T_1 \cdot T_2 + \frac{T_1 \cdot [T_1 + 1]}{2} - W; \quad W = \sum_{t=1}^{T_1} R_t,$$

przy czym: W jest mniejszą z sum rang jednej z prób, oraz Levene'a [Levene 1960] dla wariancji, ze sprawdzianem $F(\alpha, k - 1, T - k)$:

$$L = \frac{T - k}{k - 1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^k T_i \cdot (\bar{z}_i - \bar{z})^2}{\sum_{i=1}^k \sum_{t=1}^{T_i} (z_{it} - \bar{z}_i)^2}, \quad (6)$$

gdzie oznaczenia jak poprzednio i ponadto:

$$z_{it} = |y_{it} - \bar{y}_i|; \quad \bar{y}_i = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} y_{it}; \quad \bar{z}_i = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} z_{it}; \quad \bar{z} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^k \sum_{t=1}^{T_i} z_{it}; \quad T = \sum_{i=1}^k T_i.$$

⁶ W tym przypadku odpowiednikiem hipotezy (2) jest hipoteza (4) umożliwiająca porównanie położenia środków dwóch niezależnych prób.

⁷ Opis wymienionych testów znaleźć można m.in. w: [Domański 1990; Malarska 2005; Zieliński 1999], a ich wykorzystanie do analizy finansowych szeregów czasowych w [Chukwuogor, Feridum 2007; Chukwuogor 2007].

3. Wyniki przeprowadzonych analiz

Analizując wyniki zamieszczone w tab. 1 i 2, stwierdza się istotne zróżnicowanie sytuacji na rynkach finansowych w różnych regionach świata. O ile bowiem w okresie P1 średnie zwroty z indeksów były dodatnie, to w okresie P2 przyjmowały wartości ujemne dla większości rynków europejskich, Australii, Kanady i Japonii. Test oczekiwanych stóp zwrotu (1) pozwala wnioskować, że istotnie dodatnie zwroty przed kryzysem obserwowano jedynie w Chorwacji (na poziomie $\alpha = 0,05$) i w Meksyku (na poziomie $\alpha = 0,1$), zaś po wystąpieniu kryzysu istotnie ujemne dla Grecji i Słowacji ($\alpha = 0,05$), chociaż dla Filipin i Indonezji oczekiwane zwroty były dodatnie na poziomie $\alpha = 0,1$. Co ważne, zwroty ze wszystkich indeksów, z wyjątkiem Chorwacji (*in plus*) w okresie P1 i Grecji (*in minus*) w okresie P2 nie różniły się znacząco od dochodów z S&P500. Zarazem CROBEX (Chorwacja) przed kryzysem dawał wyższe zwroty również w stosunku do indeksu STOXX 50. Rynki w USA, Indonezji i na Filipinach miały w okresie P2 (w kryzysie) istotnie wyższe zwroty niż Euroland.

Żaden z analizowanych szeregów czasowych w żadnym z podokresów nie charakteryzował się rozkładem normalnym, o czym świadczą wyniki testów normalności i badanie kurtozy. Potwierdza się występowanie efektu leptokurtozy – statystyka testowa *SK* była większa od 3 dla wszystkich szeregów w obu okresach. Najmniejszą asymetrią charakteryzowały się stopy zwrotu w USA, Brazylii, Hongkongu, Wielkiej Brytanii, Szwecji, Francji, Węgier i Chorwacji (wartość statystyki *SA* w obu okresach znajduje się w przedziale $[-3; 3]$, co nie pozwala odrzucić hipotezy o symetrii rozkładu). Analizując każdy z wyróżnionych podokresów oddzielnie, stwierdza się więcej rynków, dla których rozkład stóp zwrotu można przyjąć za symetryczny.

W tabeli 3 porównano wskazania testów parametrycznych i nieparametrycznych dla oczekiwanych stóp zwrotu i ich wariacji w obu analizowanych okresach. Jak widać, wskazania testów: parametrycznego i Manna-Whitneya dają zasadniczo inne wyniki. O ile bowiem za pomocą pierwszego z testów znaczące zróżnicowanie oczekiwanych zwrotów jest diagnozowane tylko dla Grecji, Chorwacji i Słowacji, o tyle test nieparametryczny wskazuje (oprócz wspomnianych) znacząco więcej rynków. Wynika to zapewne z konstrukcji testu Manna-Whitneya, porównującego *de facto* dystrybuanty rozkładu, które oczywiście są inne w obu podokresach. Niemniej jednak należy pamiętać, że upadek Lehman Brothers, często przyjmowany za datę początku światowego kryzysu finansowego, nastąpił po spadkach indeksów, obserwowanych dużo wcześniej na wielu rynkach, np. po ponadrocznym okresie od zapaści banku Paribas. Warto również zauważyć, że wiele rynków, np. azjatyckie i krajów Ameryki Płd., nie odczuło kryzysu w czasie tzw. światowego kryzysu finansowego.

Obserwacje ryzyka (tab. 1 i 3) w obu analizowanych okresach wskazują na znaczne zróżnicowanie zmienności niemal na wszystkich rynkach. Można powiedzieć, że wskazania testu ze statystyką Fishera-Snedecora (3) oraz Levene'a (6) dają niemal identyczne wyniki. Jedynie w Turcji ryzyko nie uległo zmianie według wskazań obu testów. W pozostałych nastąpiła istotna na poziomie $\alpha = 0,05$ zmiana ryzyka. Na wszystkich rynkach, oprócz Brazylii i Chin, występuje znacząco większe ryzyko w okresie kryzysu niż obserwowane przed jego wystąpieniem.

Tabela 1. Badanie rozkładu stóp zwrotu indeksów giełdowych

Kraj lub region	Indeks giełdowy	Współczynniki						Testy normalności			
		zmienność V		asymetria SA		kurtoza AK		S-W		J-B	
		P1	P2	P1	P2	P1	P2	P1	P2	P1	P2
Australia	AOI	48,9	-75,2	-5,74	-6,16	30,46	23,58	0,95	0,96	947,1	585,2
Brazylia	IBVSP	71,5	30,1	-1,23	1,11	38,55	16,09	0,93	0,97	1469,1	256,2
Chile	IPSA	21,2	900,2	-5,24	-0,03	22,81	482,79	0,96	0,95	540,2	356,2
Chiny	SSE	36,5	85,8	-5,86	-1,22	19,13	20,25	0,95	0,96	394,1	405,4
Filipiny	PSEI	34,8	18,8	-0,30	-12,07	27,44	64,59	0,96	0,91	762,5	4348,8
Hongkong	HSI	44,1	1002,0	-1,55	0,19	38,25	48,20	0,92	0,92	1446,4	2298,0
Indonezja	JCI	22,5	18,5	-8,59	-0,81	27,13	46,43	0,96	0,96	53,8	54,2
Japonia	Nikkei 225	186,7	-56,7	-4,99	-5,65	10,05	52,21	0,91	0,98	123,9	2722,3
Kanada	S&P/TSX	25,9	-232,1	-8,11	-6,92	12,11	43,35	0,97	0,90	209,7	1903,2
Korea Płd.	KOSPI	23,5	54,9	-5,43	-7,05	12,78	46,11	0,97	0,91	189,7	4298,0
Malezja	KLCI	55,0	34,0	-24,67	2,57	126,79	567,79	0,87	0,47	1649,7	3188,6
Meksyk	IPC	18,9	40,0	-1,42	4,63	14,77	42,57	0,97	0,90	216,7	1810,4
Szanghaj	CNY	36,6	85,8	-5,86	-1,22	19,13	20,25	0,95	0,96	394,1	405,4
Singapur	STI	49,1	122,5	-4,02	-1,46	20,19	31,69	0,95	0,93	417,9	992,8
Tajwan	TAIEX	423,3	73,5	-6,62	-3,17	17,09	15,80	0,96	0,96	330,9	255,6
USA	NASDAQ 100	116,1	43,0	-1,24	-2,00	6,79	42,01	0,98	0,96	28,3	49,1
Europa	S&P Eur 350	138,8	82,9	-5,20	-0,22	13,60	25,37	0,97	0,94	207,5	639,6
Chorwacja	CROBEX	14,1	-23,9	-0,56	0,18	25,75	74,10	0,95	0,96	654,1	55,8
Czechy	PX	57,7	-53,9	-3,63	-6,10	29,46	66,73	0,94	0,88	880,1	4485,6
Francja	CAC40	90,0	-56,2	-0,51	0,22	22,02	29,69	0,97	0,94	503,5	873,5
Grecja	ATHEX	68,9	-14,9	-1,56	4,05	25,14	15,42	0,95	0,98	624,9	249,9
Hiszpania	IBEX	45,4	-31,6	-6,42	3,81	36,26	31,60	0,94	0,95	1337,7	999,0
Holandia	AEX	78,5	-61,3	-4,45	-1,35	24,72	37,34	0,96	0,91	622,6	1378,8
Niemcy	DAX	26,3	1830,0	-7,13	2,45	27,28	29,78	0,96	0,94	784,7	881,1
Polska	WIG20	61,7	-143,1	-3,45	-3,23	7,58	17,07	0,99	0,96	68,1	287,2
Słowacja	SAX	31,0	-15,8	-2,76	-23,47	29,03	159,09	0,88	0,72	838,3	725,9
Szwajcaria	SMI	40,4	-78,9	-4,40	2,21	18,56	47,60	0,97	0,90	358,4	2243,3
Szwecja	OMX	90,0	103,9	-2,85	1,83	11,22	21,24	0,97	0,95	132,6	450,2
Turcja	XU100	45,5	39,0	-3,87	-0,60	8,31	26,93	0,99	0,95	82,7	715,7
Węgry	BUX	45,8	-104,8	-2,22	-0,27	4,60	30,81	0,99	0,94	25,5	936,4
W. Brytania	FTSE 100	84,2	800,0	-2,94	-0,10	19,36	39,20	0,96	0,92	1915,4	5926,4

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Badanie równości oczekiwanych stóp zwrotu z benchmarkiem

Kraj lub region	Indeks giełdowy	$u(1)_{y_0=0}$		$u(1)_{y_0=S\&P500}$		$u(1)_{y_0=EURO\ STOXX\ 50}$	
		P1	P2	P1	P2	P1	P2
Australia	AOI	0,6269	-0,4077	0,167	-0,564	0,291	-0,258
Brazylia	IBVSP	0,4344	1,0326	0,086	0,881	0,340	1,250
Chile	IPSA	1,4291	0,0338	1,065	0,002	1,612	0,038
Chiny	SSE	0,8376	0,3578	0,769	0,200	0,608	1,352
Filipiny	PSEI	0,8681	1,6010	0,765	1,386	0,544	2,714
Hongkong	HSI	0,6903	0,0305	0,500	-0,072	0,376	0,463
Indonezja	JCI	1,3371	1,6218	1,255	1,417	1,039	2,602
Japonia	Nikkei 225	0,1586	-0,5241	0,012	-0,662	-0,108	0,140
Kanada	S&P/TSX	1,1792	-0,1314	0,735	-0,212	0,553	0,429
Korea Płd.	KOSPI	1,2847	0,5552	1,182	0,368	1,038	1,294
Malezja	KLCI	0,5506	0,8902	0,265	0,515	-0,041	1,143
Meksyk	IPC	1,6198	0,7632	1,283	0,471	1,092	1,080
Szanghaj	CNY	0,8363	0,3578	0,769	0,200	0,608	1,352
Singapur	STI	0,6197	0,2487	0,703	-0,069	0,896	0,805
Tajwan	TAIEX	0,0712	0,4120	0,449	0,401	-0,078	0,154
USA	NASDAQ100	0,2627	0,7111	0,086	1,167	-0,079	2,065
Europa	S&P Eur 350	0,2150	0,3690	0,097	-0,034	-0,048	0,081
Chorwacja	CROBEX	2,1418	-1,2766	2,019	-1,360	1,726	-0,211
Czechy	PX	0,5294	-0,5662	0,428	-0,722	0,183	0,231
Francja	CAC40	0,3417	-0,5495	0,227	-0,629	-0,034	0,093
Grecja	ATHEX	0,4410	-2,0479	0,188	-1,875	0,039	-1,343
Hiszpania	IBEX	0,6761	-0,9734	0,307	-1,168	0,842	-0,871
Holandia	AEX	0,3920	-0,5031	0,202	-0,414	0,061	0,186
Niemcy	DAX	1,1698	0,0168	0,783	0,052	0,777	-0,052
Polska	WIG20	0,4940	-0,2136	0,415	-0,377	0,196	0,672
Slowacja	SAX	0,9651	-1,9187	0,485	-1,215	0,226	-0,062
Szwajcaria	SMI	0,7545	-0,3911	0,592	-0,391	0,769	-0,239
Szwecja	OMX	0,3379	0,2946	-0,114	-0,952	-1,069	-0,934
Turcja	XU100	0,6724	0,7832	0,535	0,514	0,430	1,084
Węgry	BUX	0,6654	-0,2916	0,046	-0,263	0,807	0,258
W. Brytania	FTSE100	0,3631	0,0383	0,229	-0,048	0,042	0,921

Źródło: obliczenia własne. Pogrubienia oznaczają wartości pozwalające odrzucić H_0 ($\alpha = 0,05$).

4. Podsumowanie

Z przeprowadzonych analiz wynika, że wykorzystanie testów parametrycznych i nieparametrycznych do oceny sytuacji na rynkach finansowych częstokroć nie daje podobnych wskazań. Zasadniczo jednak wzbogaca analizę rozpatrywanych rynków. Badania wykazały, że przyjęcie dla wszystkich regionów jednej daty jako cezury kryzysu finansowego początku XXI wieku, czyli daty rozdzielającej różne okresy koniunktury i wyznaczającej gwałtowny przełom sytuacji rynkowej z hossy na bessę, nie pozwala na poprawne wnioskowanie i wydaje się metodologicznie nieuzasadnione. Alternatywnym podejściem jest indywidualna analiza poszczególnych rynków, dla których opisane testy pozwolą wskazać na okresy jednorodnej sytuacji rynkowej (tak jak to zaproponowano w pracy [Foo, Witkowska 2013]).

Tabela 3. Wartości statystyk testowych

Kraj lub region	Indeks giełdowy	Testy parametryczne		Testy nieparametryczne	
		u (2)	F (3)	M-W (5)	Levene (6)
Australia	AOI	0,7037	1,3187	37,661	36,629
Brazylia	IBVSP	-0,2771	1,3178	1,645	32,534
Chile	IPSA	0,0022	39,8173	-1,960	858,144
Chiny	SSE	0,4116	1,1883	-1,421	13,140
Filipiny	PSEI	-0,5555	1,0432	0,621	0,006
Hongkong	HSI	0,3819	1,3783	-0,856	45,674
Indonezja	JCI	-0,3274	1,1301	24,500	133,230
Japonia	Nikkei 225	0,5247	1,5179	-8,272	36,688
Kanada	S&P/TSX	0,7005	1,7454	-0,639	65,537
Korea Płd.	KOSPI	0,3411	1,3135	1,645	662,282
Malezja	KLCI	-0,4973	1,7386	-7,932	1,739
Meksyk	IPC	0,4416	1,2121	-1,645	1,538
Singapur	STI	0,1807	1,3009	24,848	139,301
Szanghaj	CNY	0,4112	1,1902	-1,421	13,140
Taiwan	TAIEX	-0,2644	1,1575	24,617	1,397
USA	NASDAQ100	-0,4554	1,5556	24,054	193,040
Europa	S&P Eur 350	-0,2367	2,0901	-0,054	15,329
Chorwacja	CROBEX	2,2591	1,4828	2,714	19,572
Czechy	PX	0,7601	1,6142	-9,672	50,231
Francja	CAC40	0,6466	1,7685	-0,304	111,251
Grecja	ATHEX	2,0194	1,9194	-1,645	212,043
Hiszpania	IBEX	1,1795	1,7982	25,016	333,001
Holandia	AEX	0,6302	1,8039	-0,464	101,137
Polska	WIG20	0,4751	1,2568	-8,626	13,824
Niemcy	DAX	0,5685	1,7429	-0,495	119,376
Słowacja	SAX	2,1311	1,5161	2,055	15,329
Szwajcaria	SMI	0,7507	1,4639	1,645	37,131
Szwecja	OMX	-0,0542	1,4841	24,938	393,012
Turcja	XU100	-0,0937	1,0275	0,253	1,425
Węgry	BUX	0,6062	1,5493	-0,201	56,394
W. Brytania	FTSE100	0,1618	1,5842	36,537	67,077

Źródło: obliczenia własne. Pogrubienia oznaczają wartości pozwalające odrzucić H_0 ($\alpha=0,05$).

Literatura

- Burzała M.M., 2014, *Zmiana wartości oczekiwanej i wariancji stóp zwrotu z indeksów giełdowych w czasie kryzysu. Zarażanie czy wzajemne zależności rynków kapitałowych?*, referat prezentowany na konferencji SKAD 2014 w Międzyzdrojach.
- Chukwuogor C.N., 2007, *Stock Markets returns and volatilities: a global comparison*, Global Journal of Finance and Banking Issues, Vol. 1, No. 1.
- Chukwuogor C.N., Feridum M., 2007, *Recent emerging and developed European stock markets volatility of returns*, European Journal of Finance and Banking Research, Vol. 1, No. 1
- Doman M., Doman R., 2014, *Dynamika zależności na globalnym rynku finansowym*, Difin, Warszawa.

- Domański C., 1990, *Testy statystyczne*, PWN, Warszawa.
- Foo J., Witkowska D., 2013, *A Comparison of Global Financial Market Recovery after the 2009 Global Financial Crisis*, referat prezentowany na konferencjach *Business and Social Science Research Conference*, Dubrovnik, Croatia, June 27-28, 2013.
- Levene H., 1960, *Robust Tests for Equality of Variances*, In *Contribution to Probability and Statistics*, [in:] Olkin I. et al., (eds.), *Essays In Honor of Harold Hotelling*, Stanford University Press, Stanford, California, s. 278-292.
- Malarska A., 2005, *Statystyczna analiza danych wspomagana programem SPSS*, SPSS, Kraków.
- Mann H.B., Whitney D.R., 1947, *On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other*, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 18, No. 1, 50-60.
- Tarczyński W., Witkowska D., Kompa K., 2013, *Współczynnik beta. Teoria i praktyka*, Pielaszek Research, Warszawa.
- Witkowska D., Matuszewska-Janica A., Kompa K., 2012, *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, Wydanie II poprawione i uzupełnione.
- Zieliński W., 1999, *Wybrane testy statystyczne*, Fundacja Rozwój SGGW, Warszawa.

APPLICATION OF PARAMETRIC AND NONPARAMETRIC TESTS TO THE EVALUATION OF THE SITUATION ON THE WORLD FINANCIAL MARKET IN THE PRE- AND POST-CRISIS PERIOD

Summary: Financial time series analysis lets us evaluate the situation on the market and predict future changes. Therefore great variety of statistical and econometric methods is used, parametric and nonparametric tests among others. However, high frequency financial series often do not fulfill assumptions required for parametric tests applications and the question appears if they should be used in such a case. The aim of the research is the application of selected parametric and nonparametric tests to state about the financial market situation and comparison the obtained results. The research concerns the basic stock exchanges' indexes from different continents in the years 2005-2012.

Keywords: parametric tests, non-parametric tests, financial time series, capital markets, stock exchange index.